



TITLE:

# 出現個数がランダムな場合の odds-theorem(不確実性を含む意思 決定の数理とその応用)

AUTHOR(S):

玉置, 光司; 王, 琦

---

CITATION:

玉置, 光司 ...[et al]. 出現個数がランダムな場合の odds-theorem(不確実性を含む意思決定の数理とその応用). 数理解析研究所講究録 2007, 1548: 31-36

ISSUE DATE:

2007-04

URL:

<http://hdl.handle.net/2433/80839>

RIGHT:

## 出現個数がランダムな場合の odds-theorem

玉置光司 (Mitsushi Tamaki) 王 琦 (Qi Wang)

愛知大学経営学部 経営研究科 M2

Department of Business Administration, Aichi University

### 1 はじめに

Bruss(2000)は無情報最良選択問題 (no information best choice problem) の一般化として次のような問題を考えた。毎時 1 つずつ対象が出現し、その総数  $N$  は既知である。対象は出現時にレコード (record) か否かが判明し、最後のレコードで停止するという問題である。厳密には次のように記述される。時刻  $j$  の対象がレコードのとき、1 の値を取り、そうでないとき、0 の値を取る確率変数  $I_j$  を導入する。 $I_1, I_2, \dots, I_N$  が独立で、 $\alpha_j = P\{I_j = 1\}, 1 \leq j \leq N$  が与えられている。意思決定者は毎時  $I_j$  の値を観測し、最後のレコードで停止する確率を最大にする停止時刻  $\sigma^*$ , すなわち、

$$\sup_{1 \leq \sigma \leq N} P\{I_\sigma = 1; I_{\sigma+1} + \dots + I_N = 0\} = P\{I_{\sigma^*} = 1; I_{\sigma^*+1} + \dots + I_N = 0\}$$

を満足する  $\sigma^*$  を求めたい。 $\alpha_j = 1/j$  とすると、この問題は無情報最良選択問題となる。Bruss(2000)はこの問題の解を odds-theorem と呼んでいる。

本稿では、Bruss の問題を出現個数  $N$  が未知な場合に拡張する。 $N$  を有界確率変数とし、その確率分布  $p_k = P\{N = k\}, 1 \leq k \leq n, (p_n > 0)$  が与えられているものとする。また、 $N$  と  $I_1, I_2, \dots, I_N$  との独立性も仮定する。無情報最良選択問題のこのような拡張は既に Petrucci(1983) によってなされているが、同様な拡張が Bruss の問題に対しても成立することを示す。ランダムな出現個数を持つ無情報最良選択問題の研究は Petrucci(1983) 以外にも Presman and Sonin(1972), Rasmussen and Robbins(1975) による研究がある。

### 2 モデルと定式化

最後のレコードで停止することを簡単に "勝ち" と呼ぼう。したがって、意思決定者の目的は勝つ確率の最大化である。毎時停止か継続かを決めなければならないが、停止の決定を選ぶのは、レコードが出現した場合のみである。時刻  $j$  で  $I_j = 1$  を観測した状態を簡単に状態  $j$  と呼び、次の値を定義する。

$S(j)$  : 状態  $j$  で停止して勝つ確率

$C(j)$  : 状態  $j$  のレコードを流し、それ以降最適に継続して勝つ確率

したがって、

$$V(j) = \max\{S(j), C(j)\}, \quad 1 \leq j \leq n$$

は状態  $j$  で最適に振舞って勝つ確率を表している。再帰関係式を導くために次の記号を準備する。

$$\begin{aligned}\beta_j &= P\{I_j = 0\} = 1 - \alpha_j \\ \pi_j &= P\{j \leq N \leq n\} = \sum_{i=j}^n p_i \\ B_{j,k} &= P\{I_{j+1} = 0, \dots, I_k = 0\} = \prod_{i=j+1}^k \beta_i\end{aligned}$$

このとき、 $S(j), C(j)$  が次のように表されるのは明らかである。

$$\begin{aligned}S(j) &= \sum_{k=j}^n B_{j,k} \frac{p_k}{\pi_j} \\ C(j) &= \sum_{k=j+1}^n B_{j,k-1} \alpha_k \frac{\pi_k}{\pi_j} V(k)\end{aligned}$$

扱いやすくするために、次のように変換する。

$$\begin{aligned}s(j) &= B_{1,j} \pi_j S(j) \\ c(j) &= B_{1,j} \pi_j C(j) \\ v(j) &= B_{1,j} \pi_j V(j)\end{aligned}$$

このとき、次の関係が成立する。ただし、 $r_j = \alpha_j / \beta_j$  である。

$$s(j) = \sum_{i=j}^n B_{1,i} p_i, \quad 1 \leq j \leq n \quad (1)$$

$$c(j) = \sum_{i=j+1}^n r_i v_i, \quad 1 \leq j \leq n-1 \quad (2)$$

$$v(j) = \max\{s(j), c(j)\} \quad (3)$$

(1),(2) より直ちに次の再帰関係式を得る。

**補題 1**  $s(j), c(j)$  は次の再帰関係を満足する。

- (i)  $s(j) = B_{1,j} p_j + s(j+1)$
- (ii)  $c(j) = c(j+1) + r_{j+1} v(j+1)$

今、 $t(n) = \max\{l \geq 1 : \sum_{j=l}^n r_j > 1\}$  と定義すると、Bruss の odds-theorem によれば、 $P\{N = n\} = 1$  のとき、最初の  $t(n) - 1$  個の対象を流し (停止しないで、次の対象を観測する)、 $t(n)$  以降の最初のレコードで停止するのが最適停止ルールとなる。このルールのように、ある時点以降の最初のレコードの出現で停止するルールを閾値ルールと呼ぶ。またその限界点を閾値と呼ぶ。したがって、Bruss の odds-theorem は、出現個数  $n$  が既知の場合、閾値  $t(n)$  の閾値ルールが最適停止ルールとなることを述べている。 $N$  が未知の場合、最適停止ルールは分布  $\{p_j\}_{j=1}^n$  に依存し、一般には閾値ルールとならない([2],[3] 参照)。

以降、煩雑さを避けるため、 $0 < \alpha_j < 1$ ,  $1 \leq j \leq n$  で  $1 \leq t(n) \leq n$  となる場合に限定して議論する (その他の場合も、同様な議論が可能)。

## 補題 2

既知の  $n$  に対して、 $P\{N \leq n\} = 1$  で  $p_n > 0$  のとき、もし最初の  $t(n) - 1$  個の対象で停止しなかったならば、最適停止ルールは時刻  $t(n)$  以降の最初のレコードで停止する。

## 証明

$$s(j) > c(j), \quad t(n) \leq j \leq n \quad (4)$$

を示せばよい。 $s(n) = B_{1,n}p_n > 0 = c(n)$  であるから、 $j = n$  では (4) が成立している。したがって  $k \geq t(n)$  のとき、

$$s(j) > c(j), \quad k+1 \leq j \leq n$$

の成立を仮定し、そのとき  $s(k) > c(k)$  となることを示せば十分である。(2) と仮定より

$$c(k) = \sum_{j=k+1}^n r_j s(j) \quad (5)$$

故に (1) より

$$\begin{aligned} s(k) - c(k) &= \sum_{i=k}^n B_{1,i}p_i - \sum_{j=k+1}^n r_j \left( \sum_{i=j}^n B_{1,i}p_i \right) \\ &= B_{1,k}p_k + \sum_{i=k+1}^n B_{1,i}p_i \left( 1 - \sum_{j=k+1}^i r_j \right) \end{aligned}$$

となり、 $t(n)$  の定義より、右辺は正となり、証明が終了する。

次に最適停止ルールが閾値ルールとなる条件を調べよう。 $G_k$  を

$$G_k = p_k - \alpha_{k+1} \left( \sum_{i=k+1}^n B_{k+1,i}p_i \right), \quad 1 \leq k < n$$

と定義する。このとき、次の結果が成立する。

## 定理 1

最適停止ルールが閾値ルールとなるための 1 つの十分条件は

$$G_k > 0 \Rightarrow G_j > 0, \quad k < j \leq t(n) - 1$$

で与えられる。

## 証明

補題 1 より、次の表現を得る。

$$s(k) - c(k) = \{s(k+1) - c(k+1)\} + \{B_{1,k}p_k - r_{k+1}v(k+1)\} \quad (6)$$

はじめに、次のことを示そう。

状態  $k+1$  で停止することが最適であり、同時に  $G_k > 0$  が成立すれば、状態  $k$  でも停止するのが最適となる。 (7)

状態  $k+1$  で停止するのが最適という仮定から (6) の右辺の最初の波カッコは正となる。また、仮定の下では  $v(k+1) = s(k+1)$  であるので、このとき、2つ目の波カッコが正であることを示せばよい。

$$\begin{aligned} B_{1,k}p_k - r_{k+1}s(k+1) &= B_{1,k}\left(p_k - r_{k+1}\frac{\sum_{j=k+1}^n B_{1,j}p_j}{B_{1,k}}\right) \\ &= B_{1,k}\left(p_k - r_{k+1}\frac{B_{1,k+1}\sum_{j=k+1}^n B_{k+1,j}p_j}{B_{1,k}}\right) \\ &= B_{1,k}G_k \end{aligned}$$

これより、 $G_k > 0$  であれば上式は正となり、(7) が示される。

補題 2 より、 $s(j) > c(j), j \geq t(n)$  であるから、 $k \leq t(n) - 1$  に対して、 $s(j) > c(j), k \leq j \leq n$  となることを示すには  $G_j > 0, k \leq j \leq t(n) - 1$  を示せば十分である。今、

$$\xi = \max\{1 \leq k \leq n : G_k \leq 0\}$$

と定義すると、定理 1 の前提より

$$G_j \leq 0, \quad 1 \leq j \leq \xi$$

である。(6) 式右辺の 2つ目の波カッコを次のように変形する。

$$\begin{aligned} B_{1,k}p_k - r_{k+1}v(k+1) &= B_{1,k}p_k - r_{k+1}[s(k+1) + \max\{0, c(k+1) - s(k+1)\}] \\ &= B_{1,k}p_k - r_{k+1}s(k+1) + r_{k+1}\min\{0, s(k+1) - c(k+1)\} \\ &= B_{1,k}G_k + r_{k+1}\min\{0, s(k+1) - c(k+1)\} \end{aligned} \quad (8)$$

今、 $u(k) = s(k) - c(k)$  とおくと、(6), (8) より

$$u(k) = u(k+1) + B_{1,k}G_k + r_{k+1}\min\{0, u(k+1)\}$$

と書ける。これは以下のことを示している。

$$u(k) \begin{cases} \leq u(k+1), & 1 \leq k \leq \min\{\xi, t(n) - 1\} \\ > u(k+1), & \min\{\xi, t(n) - 1\} < k \leq t(n) - 1 \end{cases}$$

すなわち、これは  $u(k+1) < 0$  であれば、 $u(j) < 0, j \leq k$  となることを意味していて、最適停止ルールが閾値ルールとなることを示している。

OLA(one stage look-ahead) 停止ルールを考えよう。これは、レコードが出現しているとき、今直ちに停止することが、このレコードを流して、次のレコードで停止するよりもベターである状態集合 (これを  $B$  で表す) にプロセスが入ったら、直ちに停止するルールである。今、状態  $j$  にあるとする。直ちに停止して勝つ確率は明らかに  $s(j)$  であり、以降最初のレコードで停止して勝つ確率 (これを  $\tilde{c}(j)$  で表す) は、(2) より

$$\tilde{c}(j) = \sum_{i=j+1}^n r_i s(i)$$

で与えられる。したがって、

$$\begin{aligned} B &= \{j : s(j) \leq \tilde{c}(j)\} \\ &= \{j : \sum_{k=j}^n B_{j,k} G_k \geq 0\} \end{aligned}$$

と表される。今、

$$k(n) = \max\{j : \sum_{k=j}^n B_{j,k} G_k < 0\}$$

と定義すると、明らかに  $s(j) > c(j), j \geq k(n) + 1$  であり ( $j$  の帰納法で示される)、また、 $s(k(n)) < c(k(n))$  である。したがって、

$$s(j) < c(j), \quad 1 \leq j < k(n) \quad (9)$$

が成り立てば、最適停止ルールが閾値  $k(n) + 1$  の閾値ルールとなる。次の定理はこのための必要十分条件を与える。

## 定理 2

最適停止ルールが閾値ルールとなる必要十分条件は

$$B_{j,k(n)} s(j) < \tilde{c}(k(n)), \quad 1 \leq j \leq k(n) \quad (10)$$

で与えられる。このとき、閾値は  $k(n) + 1$  である。

## 証明

(9) の成立を  $j$  に関する帰納法で示す。すなわち、

$$c(i) > s(i), \quad j + 1 \leq i < k(n)$$

を仮定して、 $c(j) > s(j)$  を示す。帰納法の仮定と (2) の繰り返しにより

$$\begin{aligned} c(j) &= c(j+1)(1+r_{j+1}) \\ &= c(j+2)(1+r_{j+1})(1+r_{j+2}) \\ &\vdots \\ &= c(k(n)) \prod_{i=j+1}^{k(n)} (1+r_i) \\ &= \tilde{c}(k(n)) \prod_{i=j+1}^{k(n)} (1+r_i) \\ &= \frac{\tilde{c}(k(n))}{B_{j,k(n)}} \end{aligned}$$

が導かれる。最後から 2 つ目の等式は、時刻  $k(n) + 1$  以降の最適決定が停止ということから得られる。故に、 $c(j) > s(j)$  が成立するのは

$$\frac{\tilde{c}(k(n))}{B_{j,k(n)}} > s(j)$$

すなわち、(10) の成立と同値である。

### 3 一様分布の場合

$N$  が一様分布の場合を考察する。このとき、 $p_k = 1/n, 1 \leq k \leq n$  であり、 $G_k$  は以下の式となる。

$$\begin{aligned} G_k &= \frac{1}{n} \left[ 1 - \alpha_{k+1} \sum_{i=k+1}^n B_{k+1,i} \right] \\ &= \frac{1}{n} (1 - D_{k+1}) \end{aligned}$$

ただし、

$$D_k = \alpha_k \sum_{i=k}^n B_{k,i}$$

と定義する。 $D_k$  が  $k$  の減少関数であるならば、 $G_k$  は  $k$  の増加関数となり、 $G_k$  は定理 1 の条件を満たす。

$$D_k - D_{k+1} = \alpha_k + \left( \alpha_k (1 - \alpha_{k+1}) - \alpha_{k+1} \right) \sum_{i=k+1}^n B_{k+1,i}$$

と書けるから、 $D_k$  が減少関数となる一つの条件は、 $\alpha_k (1 - \alpha_{k+1}) - \alpha_{k+1} \geq 0$  である。即ち

$$\frac{\alpha_k}{1 + \alpha_k} \geq \alpha_{k+1}.$$

この条件を満たす場合、最適停止ルールは閾値ルールとなる。

### 参考文献

- [1] Bruss, F.T. (2000), Sum the Odds to one and stop, *Ann. Prob.* **28**, 1384-1391
- [2] Irle, A. (1980), On the best choice problem with random population size, *Z. Operat. Res.* **24**, 177-190
- [3] Petrucci, J.D. (1983), On the best-choice problem when the number of observation, *J. Appl. Prob.* **20**, 165-171
- [4] Presman, E.L. and Sonin, I.M. (1972), The best choice problem for a random number of objects, *Th. Prob. Appl.* **4**, 657-668
- [5] Rasmussen, W.T. and Robbins, H. (1975), The candidate problem with unknown population size, *J. Appl. Prob.* **12**, 692-701